

新しい多変量時系列解析手法の開発とその景気循環への応用*

家富 洋**

<要旨>

筆者は、景気循環や物価変動などのマクロ経済現象を個別主体の集団運動と捉え、統計物理学の考え方や手法を援用して実証的にアプローチしている。その一環として、実際のデータ群から集団運動を検出する方法として、複素ヒルベルト主成分分析（CHPCA）法を最近開発した。CHPCA法の計算の複雑さは、実数データに基づく従来のPCA法と同程度であり、CHPCA法を使って多変量間の動的相関構造を分析することは容易である。この解析手法を用いると、景気動向基礎指標間のリード・ラグ関係を機械的に抽出することができることを示す。つまり、景気動向の先行・一致・遅行指数を構築するために必要な基礎指標の選択をより客観化できる可能性がある。加えて、CHPCA法を用いて景気ウォッチャー調査データの景気本体に対する先行性について検討した結果を報告する。景気ウォッチャー調査データは先行基礎指標として非常に有望であることがわかる。

JEL Classification Codes : C10、C38、E32

Keywords : 経済物理、景気循環、複素ヒルベルト主成分分析、景気ウォッチャー調査

* 本稿の関連内容について日頃から議論していただいている青山秀明、池田裕一、相馬亘、藤原義久、吉川洋、Irena Vodenskaの方々に、この機会を利用して感謝申し上げます。もちろん、本稿に関する全責任は筆者にある。

** 家富 洋：立正大学データサイエンス学部・教授、キャノングローバル戦略研究所・上席研究員。

Development of a New Multivariate Time Series Analysis Method and Its Application to Business Cycles

By Hiroshi IYETOMI[§]

Abstract

We regard macroeconomic phenomena such as business cycles and price fluctuations as collective movements of individual agents and approach them empirically using concepts and methods from statistical physics. Following this approach, we have recently developed a Complex Hilbert Principal Component Analysis (CHPCA) method for detecting collective movements in real data sets, which has the same computational complexity as the PCA method based on real data and can be used to easily analyze the dynamic correlation structure among multivariate variables. This analysis method can be used to mechanically extract the lead-lag relationship among basic business trend indicators. That is, there is a possibility that the selection of basic indicators needed to construct leading, coincident, and lagging business trend indices can be made in a more objective way. We also report the results of our examination of the leading nature of the Business Watchers Survey data with respect to the main body of the economy using the CHPCA method. We find that the data are very promising as leading indicators.

JEL Classification Codes: C10, C38, E32

Keywords: econophysics, business cycle, complex Hilbert principal component analysis, business watchers survey

[§] Professor of Data Science at Rissho University and Senior Research Fellow at the Canon Institute for Global Studies.

1. はじめに

筆者の専門分野は経済物理学である。筆者は、物理学の考え方や数理的手法を援用し、複雑な経済現象を読み解くことを試みている。特に、景気循環、物価変動、株式市場の振る舞いなどを個々の要素の集団運動として捉え、実証的な研究を積み重ねてきた。筆者の問題意識は、ミクロの視点とマクロの視点とは本質的に異なるとの認識に基づいている。人は、ミクロ（個々の要素）とマクロ（全体）を同時に考えることができる知性をもっているのである。

景気循環をマクロな現象である水の波を、個々の経済主体（消費者、企業など）をミクロの世界の水分子に重ねてみよう。水の波の実体が水分子の集合であるように、景気循環が経済主体の個別活動の集積によって生じていることは疑いようのない事実であろう。しかし、サーファーが波乗りを行う際に、水分子の存在を意識するであろうか。サーファーにとって、うまく波をつかまえるためには、波の性質を知れば十分である。むしろ、水分子の個々の運動を追跡しただけでは、波という概念すら思い浮かばないであろう。ミクロの世界における水分子同士に働く単純な相互作用が、マクロのスケールで水の波を創発する。

物理学においては、ミクロとマクロとの架け橋を提供する統計物理学という学問がある。統計物理学は、原子・分子の個別運動を統計処理によって捨象し、それらのミクロの情報を確率分布で置き換えてしまうことにより、ミクロの世界とマクロの世界を接続する。例えば、マクロの概念である温度が原子・分子の乱雑運動のエネルギーで特徴づけられることを明らかにした。しかし、統計物理学は、決してミクロの法則からマクロの法則を演繹することを目的としてはいない。マクロの法則が確立されていないと、目標が定まらずミクロからマクロへの道筋をつけることができないのである。ミクロの法則である量子力学が確立された現代においも、マクロの法則である熱力学や連続体力学は厳然としてその存在に意義がある。

経済学の現状に目を向けてみると、経済学の教科書はミクロとマクロに分かれているものの、現在主流の経済学では、合理的期待を形成する代表的経済主体が基本の仮定として置かれ、マクロの視点はミクロの視点の単なる延長線上に位置付けられている。景気循環については、リアルビジネスサイクル（RBC）理論がある（Lucas 1977, Kydland and Prescott 1982）。RBC理論では、景気循環は、正負の技術的ショックによって引き起こされる一般均衡状態の変化として理解される。RBC理論は、ミクロ経済学の最適化原理をマクロ経済全体に適用するという点で野心的ではあるが、逆に人のマクロ経済現象に対する知性を曇らせてしまった。

もし経済系におけるマクロの集団運動の存在をデータから裏付けることでできれば、マクロ経済学の復権（Aoki and Yoshikawa 2007, Yoshikawa 2022）が可能となる。しかし、実際の経済データはノイズまみれであり、真の集団運動を検出するためには、最新のデータ分析

手法を駆使する必要がある。最近、マクロ経済現象である物価変動を集団運動の視点で捉えることの重要性を説く論考が出版された（渡辺 2022）。そこでは、ミクロ経済学とマクロ経済学との関係を蚊と蚊柱との関係になぞらえた岩井克人氏（1985）による「蚊柱理論」が紹介され、「物価とは何か」との問いに対して「物価は蚊柱である」と答えられている。

景気循環の実証的研究の端緒は、Burns and Mitchell（1938, 1946）によって開かれた。景気循環の定義とその特性を理解するための重要な枠組みが構築され、各国の景気動向指数の礎となっている。しかし、相関分析やラグ分析を用いる彼らの手法は、景気循環に関する解釈や結論に至る過程で、専門的な知識と経験に基づく主観的判断を必要とする。その結果、景気そのものの定義の客観性が揺らいでしまう。景気動向についてより客観的な指数を作成するために、Stock and Watson（1989, 2002）ならびに Forni et al.（2000, 2005）は、大量のマクロ経済指標から共通のトレンドやパターンを機械的に抽出する手法、いわゆる動的因子モデルを開発した。景気は共通因子として表され、数理的に明確な定義をもつ。各個別指標の景気に対する先行・一致・遅行性は、抽出された景気を基準に判断される。日本の景気循環に対しても動的因子モデルを使った分析が行われている（飯星 2009, 池本他 2018）。

ここで、Stock and Watson の景気の定義と筆者が採用する景気の定義との違いについて確認しておこう。Stock and Watson によれば、陰の「支配者」である景気によって個々の経済指標が突き動かされ、結果的にそれらの集団運動が生じていることになる。他方、筆者は、個別指標の集団運動を景気の実体と捉えている。このように考えれば、マクロ現象である景気循環のダイナミクスは、RBC理論で仮定されている単なる確率的な過程ではなく、その背景に明確な動力学をもっていると期待される。また、景気循環の理論的起原は明らかであり、実証分析における理論の必要性を説いた Koopmans（1947）の批判にも応える。

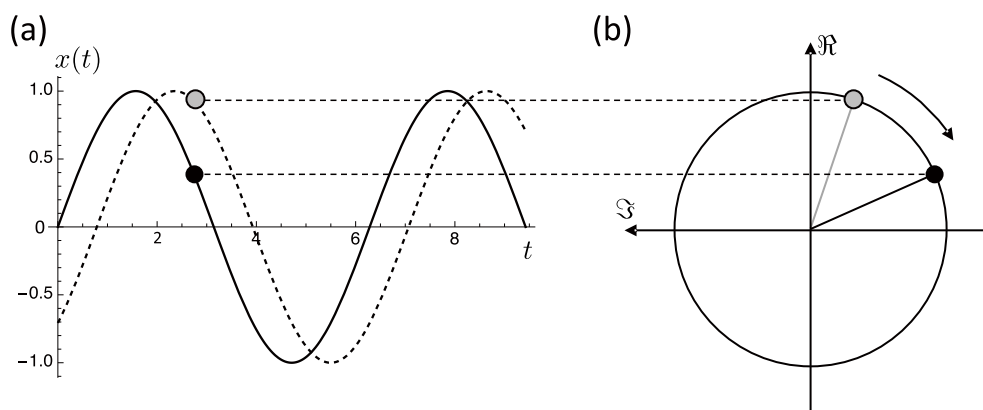
以上を背景に、本論文の第2節では、まず実数データの複素数化に基づく複素ヒルベルト主成分分析（CHPCA）法の概要を説明する。これまでに筆者は、共同研究者とともに、ランダム行列理論を利用した主成分判定基準の確立を含めて CHPCA 法を発展させてきた。また、同時に株式市場のダイナミクス（Arai et al. 2013, Iyetomi 2020）、国際的な金融連関（Vodenska 2016）、インフレ・デフレ（Kichikawa et al. 2020, Iyetomi 2020）、米国の景気循環（Iyetomi et al. 2020）など様々なマクロ経済現象の解明に CHPCA 法を役立ててきた。CHPCA 法の計算の複雑さは、実数データを対象とする従来の主成分分析法と同程度であり、CHPCA 法を使って多変量間の動的相関構造を簡便に分析できる。次に第3節では、景気動向基礎指標群の解析から、CHPCA 法の効用を提示する。この解析手法を用いると、景気動向基礎指標間のリード・ラグ関係を機械的に抽出することができ、景気動向の先行・一致・遅行指数を構築するために必要な基礎指標の選択をより客観化できる可能性がある。なお、本節は Iyetomi（2020）による予備的な解析結果をさらに展開したものである。第4節では、景気ウォッチャー調査データの景気本体に対する先行性について検討した結果を報告する。第5節は本論文の締め括りである。

2. 複素ヒルベルト主成分分析

筆者らは、複雑多体系における要素間の動的相関を効果的に検出できる複素ヒルベルト主成分分析 (CHPCA) 法を発展させてきた。この数的手法は、ノイズに隠されたリード・ラグ関係を内包した集団運動の解析にあたって、従来の主成分分析 (PCA) 法と比較し、はるかに優れている。自然界の集団運動の中では、ある要素は先んじて動き、あるものは遅れて追従している。経済系においても、変量同士がいつも同期しているわけではなく、それらの変動に時間差が存在する場合も容易に想像される。

CHPCA 法は、実数の時系列データからそのヒルベルト変換を虚部として複素時系列データを生成することから出発する (Gabor 1946, Granger and Hatanaka 1964)。フーリエ分解された時系列データに対して、ヒルベルト変換は振動成分の位相 (偏角とも呼ばれる) を 90 度ずらす働きをもつ。ヒルベルト変換を使った実時系列データの複素化は、フーリエ分解の各成分において、1 次元方向の正弦振動 (単振動) を 2 次元の複素平面における等速円運動への拡大操作に対応する。逆に、複素平面内での等速円運動を実軸へ射影すると、正弦振動に回帰する。もし図 1 (a) で示すようなある一定のリード・ラグ関係にある 2 つの正弦振動があれば、それらは図 1 (b) で示すように一定の位相差をもった 2 つの等速円運動へ拡大される。この拡大において、回転運動は時計回り、反時計回りのどちらも可能である。本稿では時計回りを採用する。つまり、位相が小さい時系列ほど先行する。このようなデータ表現の工夫によって、2 つの正弦振動のリード・ラグ関係を位相差として容易に読み取ることができるようになる。なお、円運動の半径が振動の振幅に対応することにも注意する。

図 1. 時系列の複素化 : (a) 2 つの正弦振動、(b) それらの複素数表示



CHPCA の次のステップでは、複素時系列の各ペアについて相関係数を計算する。このように計算された相関係数は一般に複素数であり、その大きさが時系列間の相関強度、位相が時系列間のリード・ラグ関係を表す。特に、実時系列データから計算される通常的相关係数では無相関と判定される \sin 波と \cos 波の時系列ペアであっても、複素化された時系列

データを用いて相関係数を計算すれば、実部と虚部とのクロス項からそれらのラグ相関を検出できる。得られた複素相関係数を成分にもつ行列に対する固有値問題を解くことにより、多体系における主成分（固有モード）を特定できる。この辺の数理は従来のPCAとまったく同じであり、CHPCAで対象が実数から複素数へ拡大されても計算の煩雑度は増大しない。

主成分の重要度を表す複素相関行列の固有値を大きいものから下降順に並べたとき、どこまでの固有値が統計的に有意であるかの判定は、CHPCAに限らず従来のPCAからの重要な方法論的課題である。筆者らは、ノイズに埋もれた真の相関情報を抽出するにあたって、ランダム行列理論（RMT）を用いた。時系列データの複素化に呼応して、RMTの固有値分布を若干変更する必要がある。統計ノイズを除去するための帰無仮説としてRMTを採用すると、相関行列がRMTによって予測される最大固有値より大きい固有値を持てば、それは真の相関の現れと判断できる（もちろん、固有値の小さな主成分にも大事な相関情報が含まれている場合もある）。しかし、実際のデータに対してRMTを主成分の判定規準として用いる際には、時系列データの有限サイズ効果や自己相関性に注意を払う必要がある。RMTは無次元の行列を仮定している。また、もし時系列に自己相関が含まれていれば、時系列間に疑似的な相互相関が生じる。相関行列の固有値に関するそれらの問題を解決する実用的な計算手法として、我々はRotational Random Shuffling（RRS）法を考案した。RRSは、時系列データを時間方向に回転的にシャッフルすることにより、自己相関を残したまま相互相関のみを破壊する。

本節で紹介したCHPCA法の詳細については、Aoyama et al. (2017)を参照していただきたい。CHPCA法の歴史を辿れば、気候データからテレコネクションを導く地球規模での共変動モードを抽出するために用いられたのが始まりである（Rasmusson et al. 1981, Barnett 1983, Horel 1984）。CHPCA法は現在様々な分野で活躍しているが、経済データへの適用は筆者らの研究以外に見当たらない。

3. 景気動向基礎指標群への適用

景気の現状を把握し、将来予測を行うための指標として景気動向指数があり、毎月内閣府から公表されている¹。景気動向指数には、景気に対し先行して動く先行指数、ほぼ一致して動く一致指数、遅れて動く遅行指数の3本の指数がある。景気の現状把握には一致指数が利用される。一致指数に対して数ヶ月先行すると推定されている先行指数は、景気の動きを予測する目的で使われる。遅行指数は、一般的に一致指数に対して数か月から半年程度遅れて追随し、事後的な確認に用いられる。それぞれの指数は、表1で示す各基礎指標群（先行11、一致10、遅行9の計30系列）の集約である。

ここでは、解析対象の期間を2002年1月から2015年12月まで計168か月と設定し、

¹ https://www.esri.cao.go.jp/stat/di/menu_di.html

CHPCA法を用いて表1の景気動向基礎指標群の集団運動を検出することを試みる。この期間は、我が国の経済に大きなインパクトを与えた出来事としてリーマン・ショック（2008年9月）、東日本大震災（2011年3月）、消費税率の5%から8%への引き上げ（2014年4月）を含む。解析を始めるにあたっては、各時系列の対数差分（正負の値をとる量については差分）をとることにより、データを定常化し、さらに標準化操作を施し各時系列の重みを均一にする。このように前処理されたデータから得られた複素相関行列に対して、固有値問題を解く。実の相関行列と同様に、各固有値は正の実数値をとり、それぞれ対応する主成分の寄与度を与える。他方、主成分を規定する固有ベクトルの各成分は一般に複素数となり、絶対値はその成分の負荷量の大きさを、位相は成分のリード・ラグに関する情報を与える。

表1. 景気動向指数の基礎指標群（第13次改訂採用系列）

先行指標		一致指標		遅行指標	
1	最終需要財在庫率指数 (逆サイクル)	12	生産指数(鉱工業)	22	第3次産業活動指数 (対事業所サービス業)
2	鉱工業用生産財在庫率指数 (逆サイクル)	13	鉱工業用生産財 出荷指数	23	常用雇用指数(調査産業計) (前年同月比)
3	新規求人数(除学卒)	14	耐久消費財出荷指数	24	実質法人企業設備投資 (全産業)
4	実質機械受注(製造業)	15	労働投入量指数 (調査産業計)	25	家計消費支出(勤労者世帯) (前年同月比)
5	新設住宅着工床面積	16	投資財出荷指数 (除輸送機械)	26	法人税収入
6	消費者態度指数	17	商業販売額(小売業) (前年同月比)	27	完全失業率 (逆サイクル)
7	日経商品指数(42種)	18	商業販売額(卸売業) (前年同月比)	28	きまって支給する給与 (製造業、名目)
8	マネーストック(M2) (前年同月比)	19	営業利益(全産業)	29	消費者物価指数 (生鮮食品を除く総合) (前年同月比)
9	東証株価指数	20	有効求人倍率(除学卒)	30	最終需要財在庫指数
10	投資環境指数(製造業)	21	輸出数量指数		
11	中小企業売上げ見通しDI				

得られた固有値についての結果をスクリープロットの形で図2に示す。ここで λ_l は l 番目に大きい固有値を表す。統計的に有意な主成分の判断基準としては、データの次元数が30と小さいため、RRS法の結果(1000サンプル)を帰無仮説として採用する。図2では、合わせてRRS法による固有値(標準偏差 σ の2倍で区間推定)も含めている。各次数でこれらの固有値を比較すると、少なくとも上位3個の主成分が統計的に有意である。最大固有値は7.82であり、全体の景気変動に対する寄与率は26.1%である。有意な第2、第3固有値と合わせても43.9%であり、平均的には、全景気変動の約1/2はランダムな揺らぎに過ぎないことがわかる。

図2. 景気動向基礎指標群に対する CHPCA のスクリープロット：実際の固有値（黒丸）と RRS 法による固有値（ 2σ の誤差棒付き点）との比較

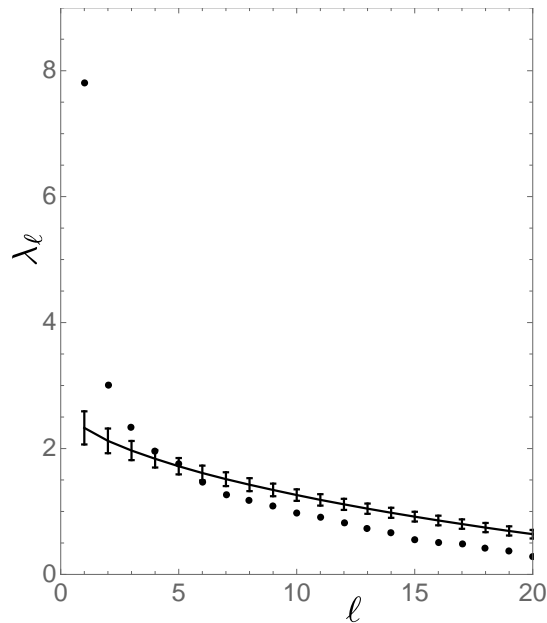


図3. 景気動向基礎指標群に対する CHPCA の第1固有ベクトル：(a) 各成分の複素平面表示、(b) 先行・一致・遅行の各基礎指標群における位相分布の箱ひげ図表示

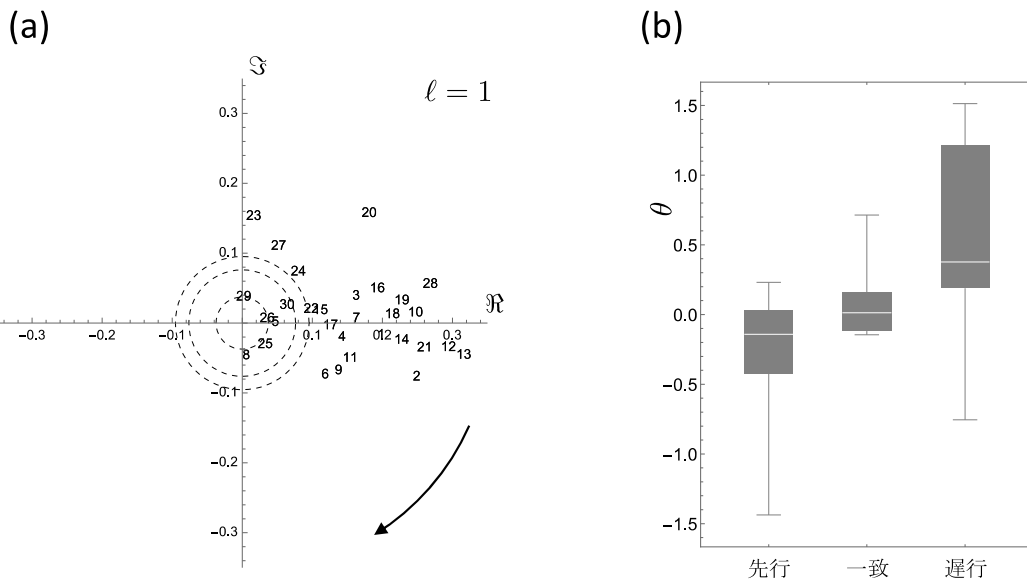


図3(a)は、CHPCAで得られた最大固有値に対応する固有ベクトル（第1主成分ベクトル）の各成分（第1主成分負荷量）を複素平面表示したものである。すべての景気動向基礎指標が一塊（位相が偏在）となっており、この固有モードが、集団運動としての景気本體を表していることがわかる。第1固有ベクトルにおける各基礎指標の成分の大きさが統

計的に有意であるかどうかを判定するために、完全にランダムな変数を1つ追加したCHPCA計算を10,000回行い、そのランダム変数の大きさの分布を調べた。図3(a)における破線で描いた原点を中心とする3個の同心円は、その計算結果をまとめたものである。各円は内側から中央値、上側5%点、上側1%点を表す。上側1%点を有意性の判断基準に採用しても、多くの基礎指標が統計的に有意な大きさをもっていることを確認できる。図3(b)は、先行・一致・遅行の3グループにおける位相分布を箱ひげ図で表示している(先に述べたように、位相が小さいほど先行)。これらの図から基礎指標30種類のリード・ラグ関係を読み取ると、概ね内閣府による分類を再現することがわかる。しかし、いくつかの基礎指標については、内閣府による分類とは異なるリード・ラグ特性をもっている。例えば、指標28のきまって支給する給与(製造業、名目)は遅行指標と分類されているが、CHPCAの結果に依れば、他の一致指標と同じように動く期待される。逆に、指標20の有効求人倍率(除学卒)は、むしろ遅行基礎指標とみなすべきとの解析結果である。

ここで第1固有ベクトルの情報を基に、先行基礎指標群の先行性に関するパフォーマンスの評価を試みる。表2では、各先行指標成分の絶対値と位相についてランクづけし、2つのランクの和をその指標の総合スコアとしている。総合スコアが上位の指標は、鉱工業用生産財在庫率指数、最終需要財在庫率指数、東証株価指数、中小企業売上げ見通しDIである。他方、下位の指標は、新規求人数(除学卒)、新設住宅着工床面積である。また、灰色の背景で示した指標成分の絶対値は、前述の有意性判定基準から判断して有意とは言えないものである。具体的には、新設住宅着工床面積およびマネーストック(M2)である。

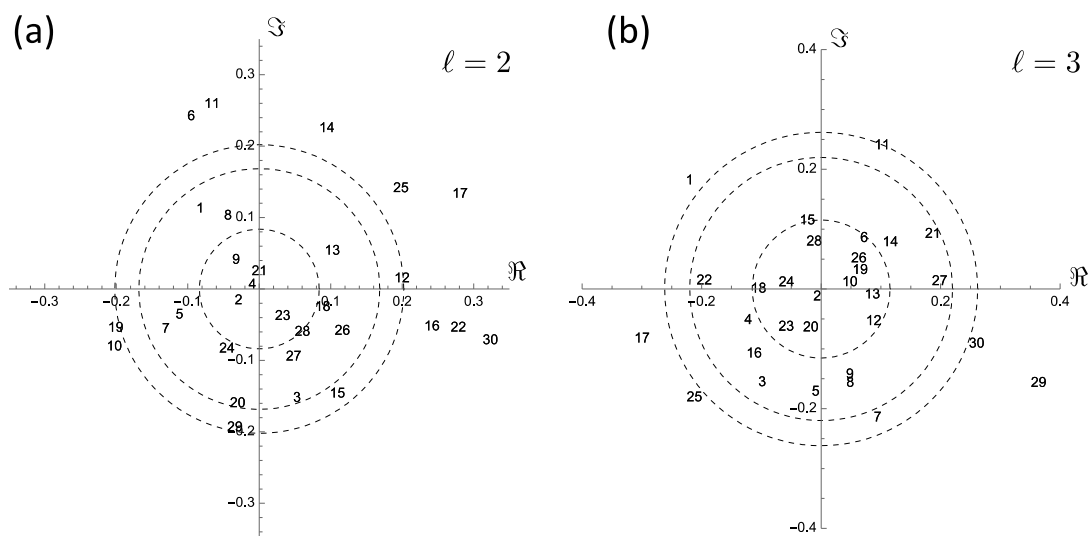
表2. 景気動向先行指標のパフォーマンス

先行指標	位相(度)	位相ランク	絶対値	絶対値ランク	総合スコア	総合ランク
1	-4.965066	7	0.199576	3	10	2
2	-17.219844	5	0.261171	1	6	1
3	13.242924	11	0.167602	4	15	10
4	-8.143146	6	0.144501	8	14	8
5	1.0351152	8	0.0477975	10	18	11
6	-31.99536	2	0.140186	9	11	5
7	2.165076	9	0.163571	5	14	8
8	-82.34244	1	0.0472746	11	12	6
9	-26.32212	3	0.153983	7	10	2
10	3.337182	10	0.247705	2	12	6
11	-18.19494	4	0.162136	6	10	2

図4は第2および第3固有ベクトルを示す。各基礎指標成分の大きさの有意性を判断するために、図3(a)と同様、3つの基準円も描かれている。第1固有モードに比べると、第2、第3固有モードでは基礎指標の個別性が現れている。第2モードでは、最終需要財在庫指数、商業販売額(小売業)、第3次産業活動指数などが大きな寄与をもつ。第3モード

では、消費者物価指数（生鮮食品を除く総合）、商業販売額（小売業）が主役である。以上の結果から、集団運動としての景気本体を表す第1固有モードと需要サイドが支配している第2、第3固有モードが、互いに重奏しあいながら内生的メカニズムによって景気変動を自律的に生んでいると読み取ることができる。

図4. 景気動向基礎指標群に対するCHPCAの結果：
(a) 第2固有ベクトル、(b) 第3固有ベクトル

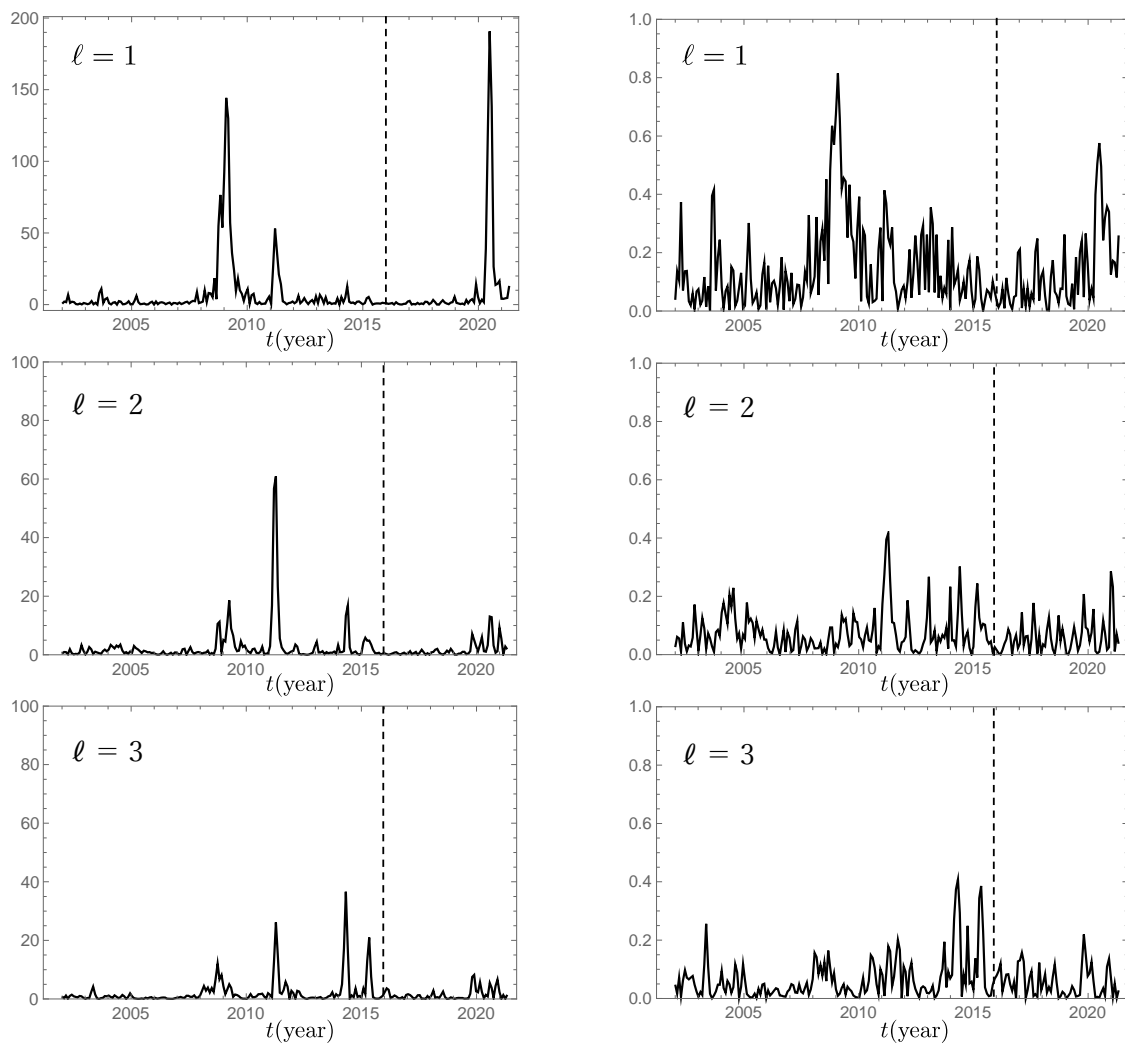


物理系のゆらぎと外場に対する応答との間には一定関係があり、揺動散逸定理とよばれている。スイッチを買う際、しばしば叩いてみることもある。これもゆらぎと応答との関係の応用である。スイッチの応答を調べることによって、すぐ入っているかないかなど、スイッチそのものの性質を探っているわけである。逆に、スイッチの内部状態によって、叩いた時の音が決まるのも真である。もしこのような定理が経済系についても成立すれば、内生的な景気変動の特徴を明らかにすることによって、経済系の外的ショックに対する応答をあらかじめ推定することができる。すなわち、システミック・リスクや経済政策の波及効果について、高精度の予測も可能となるのである。わが国の鉱工業指数についての実証的研究で、筆者はこのような揺動散逸定理が経済系にも成立している可能性をすでに指摘している (Iyetomi et al. 2011)。

経済系における揺動散逸定理の成立を検証するために、リーマン・ショックなどの大きな外的ショックを用いることができる。図5は、第1、第2および第3固有モードに対するモード・シグナル（主成分スコア）の絶対強度ならびに相対強度の月次変化を示す。固有モードを決定するための解析期間は2002年1月から2015年12月までであるが、図5では2021年3月まで表示期間を延長している（図中において解析期間の最終年月を破線で明示）。つまり、2016年1月以降については、求められた固有モードに対する out-of-sample テ

ストとなる。この延長期間は、消費税率の8%から10%への引き上げ（2019年10月）、新型コロナウイルス感染症緊急事態宣言（2020年4月）などの大きな外的ショックを含む。

図5. 景気動向基礎指標群に対するCHPCAの第1、第2、第3固有モードの時間的振る舞い：モード・シグナルの絶対強度（左列）とその相対強度（右列）



解析期間内で、景気本体を表す第1固有モードはリーマン・ショックに対してもっとも強く反応している。需要サイドが支配する第2固有モードと第3固有モードは、それぞれ東日本大震災、消費税率の引き上げと一番強く結合している。このように、各固有モードの特性を外的ショックに対する反応性から特徴づけることが可能である。しかし、それらの固有モードは、決してそれらの大きな外的ショックによって形作られているわけではない。各固有モードのモード・シグナルの相対強度が示す時間的振る舞いから明らかなように、平時においてもそれぞれの固有モードはゆらぎとして頻出している。延長期間においても、3つの主要モードの存在は確固たるものであり、特に第1固有モードはコロナショ

ックにより強く励起され、第3固有モードは消費税ショックに再び強く反応した。このように、わが国の経済系は、揺動散逸定理が成立する物理系のごとく、様々な外的ショックに対してそれらと強く結合する固有モードを励起させたのである。もちろん、どのように大きな外的ショックに対しても揺動散逸定理が有効というわけではない。大天災、戦争などは経済系を根底から破壊してしまう。

4. 景気ウォッチャー調査データの先行性

人はミクロの視点ばかりだけではなく、マクロの視点から身近な経済を捉えることができる。そのような人の能力を十二分に活用したものが、内閣府によって毎月実施されている景気ウォッチャー調査である²。景気ウォッチャー調査の解説書(岩城 2003)を読むと、この調査が関係者によって周到に準備されたことがうかがい知れる。調査対象者を選択するにあたっては、景気に対して特に鋭敏と考えられる各地域の「街かど」で働く様々な業種の人々(タクシー運転手、コンビニの店長、ホテルの従業員など)が選ばれている。景気についての現状判断、先行き判断、水準についての調査結果はDIの形でまとめられ、業種別ならびに地域別の詳細データも公表されている。ここでは表3で示すようにデータ項目を番号付けする。なお、データは2002年1月から公開されている。

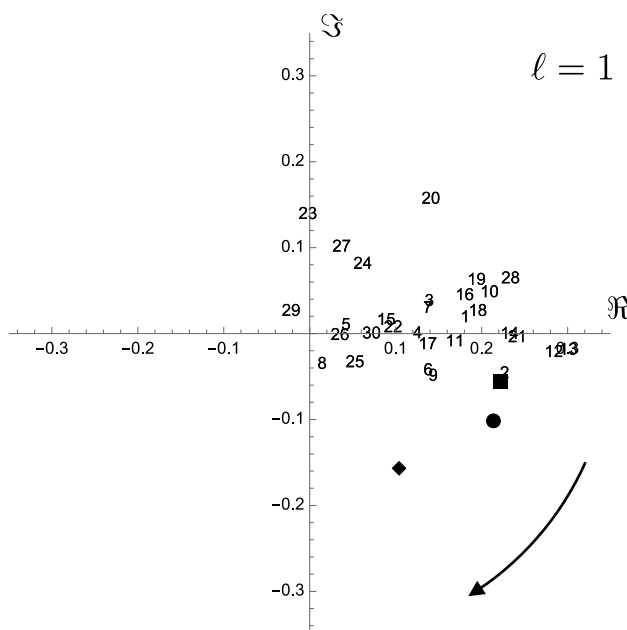
表3. 景気ウォッチャー調査データの番号付け

		現状(方向性)	先行き(方向性)	現状(水準)
業種	小売関連	1	8	15
	飲食関連	2	9	16
	サービス関連	3	10	17
	住宅関連	4	11	18
	製造業	5	12	19
	非製造業	6	13	20
	雇用関連	7	14	21
地域	北海道	22	34	46
	東北	23	35	47
	北関東	24	36	48
	南関東	25	37	49
	甲信越	26	38	50
	東海	27	39	51
	北陸	28	40	52
	近畿	29	41	53
	中国	30	42	54
	四国	31	43	55
	九州	32	44	56
沖縄	33	45	57	

² https://www5.cao.go.jp/keizai3/watcher/watcher_menu.html

集団運動としての景気に対する景気ウォッチャー調査DIの先行性を調べるために、前節の30種類の景気動向基礎指標に景気ウォッチャー調査の現状判断、先行き判断、水準のDIを加えてCHPCA計算をやり直した。現状判断、先行き判断、水準のDI間のリード・ラグ関係については、それらの定義から、先行き判断DIが先頭となり、現状判断DIがそれに続き、最後尾が水準DIになると予想される³。得られた第1固有ベクトルの結果を図6に示す。対応する図3(a)と比較し、景気ウォッチャー調査データの追加は景気本体の集団運動にはほとんど影響を与えないことがわかる。景気ウォッチャー調査DIの先行指標としての優秀性は、一目瞭然である。単に先行性ばかりではなく、景気の集団運動において十分に大きな負荷量をもっている。実際に得られた3つの景気ウォッチャー調査DI間のリード・ラグ関係は、先の予想通りであり、特に先行き判断DIの先行指標としての能力は極めて高い。

図6. 景気動向基礎指標群の集団運動（CHPCAの第1固有モード）と景気ウォッチャー調査DI（◆：先行き判断、●：現状判断、■：水準）

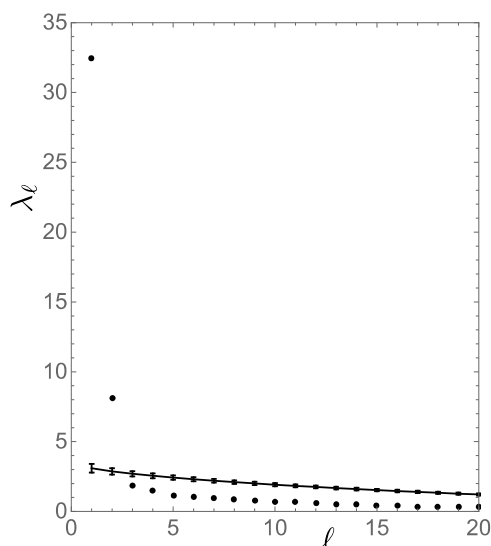


景気動向基礎指標群と同じ解析期間（2002年1月から2015年12月まで計168か月）で景気ウォッチャー調査の分野・業種別および地域別DI群（計57時系列）に対してCHPCA法を適用した。データの前処理としては、DIは上限があるので単純差分をとり、時間方向に標準化した。図7はその固有値のスクリープロットである。RRS法による固有値との比較は、上位2個の固有値が有意であることを示す。最大固有値は32.5であり、第1固有モ

³ 水準DIが正弦波に従うと仮定すると、現状判断DIと先行き判断DIはそれぞれ正弦波の後退差分、前進差分に対応する。正弦波の微分は（差分を微分で近似）、正弦波に対して先行する余弦波であることから、3つのDI間のリード・ラグ関係をこのように予想できる。

ードは全変動の時間平均の57.0%を説明する。第2固有値まで合わせると、その割合は71.3%に達する。

図7. 景気ウォッチャー調査の分野・業種別および地域別DI群に対する
CHPCAのスクリープロット：実際の固有値（黒丸）と
RRS法による固有値（ 2σ の誤差棒付き点）との比較



第1固有ベクトルにおける分野・業種別各成分を図8(a)に、地域別各成分を図8(b)に示す。これらの図から明らかなように、分野・業種別DIは地域別DIとともに集团的に振る舞うことがわかる。まず先行き判断DI群が先行し、その後を現状判断DI群が追いかけて、最後に水準DI群が景気判断を確認する。景気判断の先駆けとなる先行き判断DI間のリード・ラグ関係を読み取ると、分野・業種別では、小売関連が先頭を行き、製造業、非製造業、サービス関連、住宅関連、飲食関連の順で続き、雇用関連が最後尾である。地域別では、負荷量の小さい沖縄を除くと、先頭が中国、それに南関東、近畿が追随し、北関東がしんがりを務める。

図9は、図8に対応する形で第2固有ベクトルの結果を示す。第1固有ベクトルと同様に、第2固有ベクトルも分野・業種別ならびに地域別DI群の集団運動を表している。しかしながら、両者の決定的な違いは、先行き判断DI、現状判断DI、水準DI間の相関関係に現れている。第1固有モードでは、すべてのDIが基本的に同位相で振る舞うのに対して、第2固有モードでは、先行き判断DIと現状判断DIおよび水準DIとの間が逆位相になっている。つまり、第2固有モードは、先行き判断が景気動向を見誤った状況を表す。この先行き判断による「だまし」の状況は、分野・業種別DI群に比べて地域別DI群でより明瞭である。また、分野・業種別DI群の結果は、その状況が特に小売関連で顕著に出現することを示す。

図8. 景気ウォッチャー調査個別DI群に対するCHPCAの第1固有ベクトル:

(a)分野・業種別各成分、(b)地域別各成分

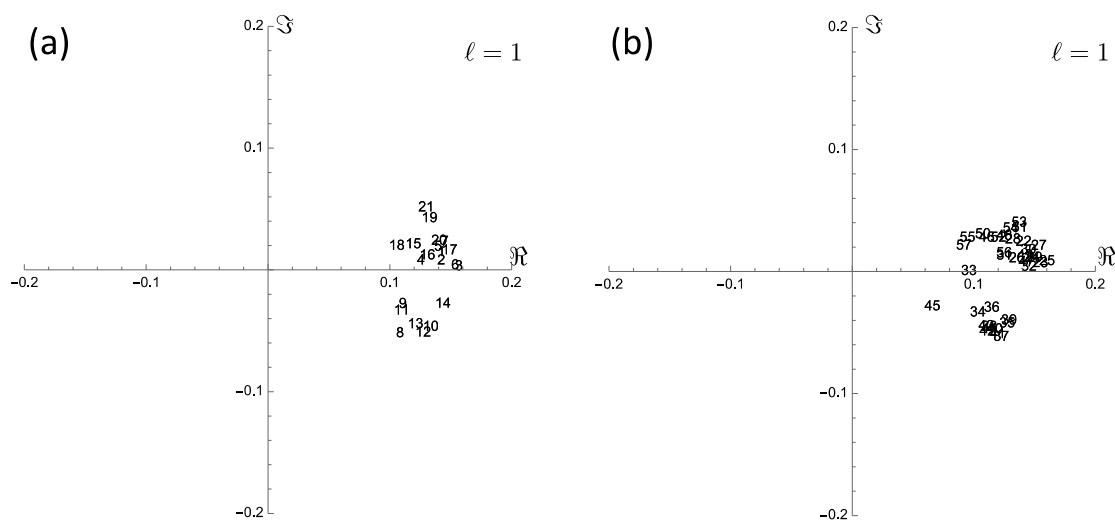
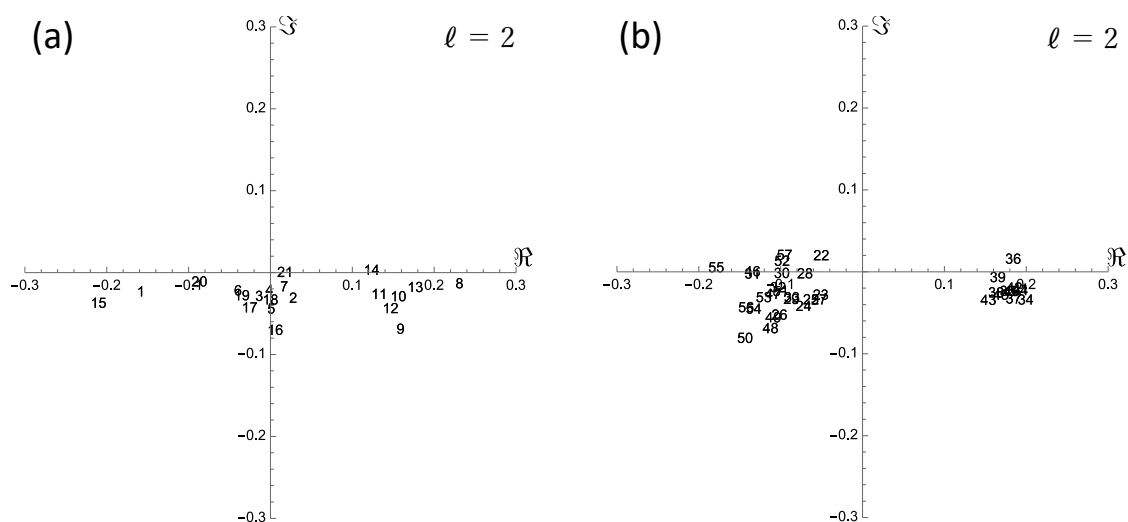


図9. 景気ウォッチャー調査個別DI群に対するCHPCAの第2固有ベクトル:

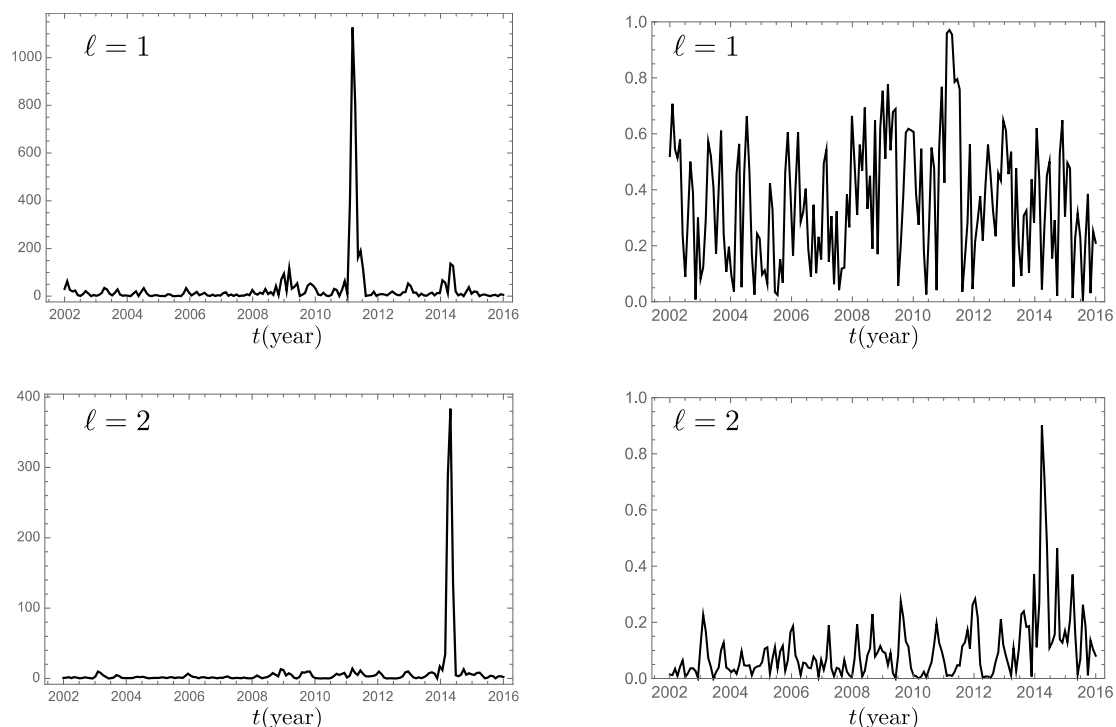
(a)分野・業種別各成分、(b)地域別各成分



第1および第2固有モードの時間的振る舞いを表すモード・シグナルについて、その絶対強度と相対強度の月次変化を図10に示す。解析期間は、我が国の経済に対する3つの重要な外的ショックを含むことを思い起こす。モード・シグナルの絶対強度の結果から、第1固有モードは、東日本大震災によって特に強く励起されたことがわかる。前節で示したように、リーマン・ショックが集団運動としての景気に一番の影響を与えた。この第1固有モードの振る舞いには、東日本大震災が人々に与えた心理的インパクトの強さが反映さ

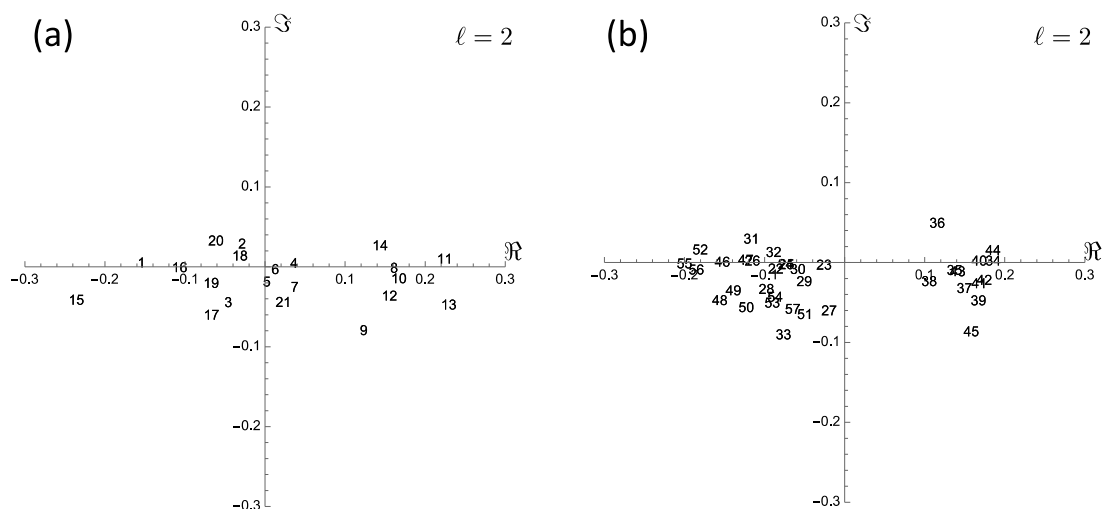
れている。他方、第2固有モードは、消費税ショック時に取り分け強く出現した。これは、消費税率の5%から8%への上昇によって、景気の悪化が強く懸念されたが（特に小売関連の業界で）、実際には景気への影響はなく、逆に上昇傾向であったことを意味する。

図10. 景気ウォッチャー調査個別DI群に対するCHPCAの第1、第2固有モードの時間的振る舞い：モード・シグナルの絶対強度（左列）とその相対強度（右列）



しかし、モード・シグナルの相対強度の結果から、これらの固有モードが決して大きな外的ショック由来のものではないことを見て取ることができる。この知見を補強するために、消費税ショックを取り除いた期間（2002年1月-2013年12月）でCHPCAの再計算を行なった。図10が図9に対応する第2固有ベクトルに関する再計算の結果である。消費税ショックを除いても、第2固有ベクトルの特性が大きく変化していないことを確認できる。つまり、先行き判断による「だまし」の状況は、特別な出来事ではなく平常時でもしばしば起きていることなのである。

図 11. 消費税ショックを取り除いた期間（2002 年 1 月-2013 年 12 月）での
図 9 に対応する結果



5. おわりに

本稿では、CHPCA 法を駆使することにより、集団運動としての景気が存在することを実証的に示し、その特性および外的ショックに対する反応性を解明した。また、多数の経済基礎指標のプールから適切な指標を機械的に選択することにより、有効なマクロ経済変数を構築できる可能性を示した。特に、景気ウォッチャー調査データは先行基礎指標として非常に有望であることを指摘した。また、先行き判断による「だまし」モードの存在を明らかにした。景気ウォッチャー調査のユニークな点として、調査対象者個々の判断理由も同時に公開されている。CHPCA による分析結果と判断理由を組み合わせることにより、集団運動としての景気に対する人の直感的理解の仕方について知見を得ることができると期待される。

経済政策の立案にあたっては、集団運動としての景気の特徴を把握することが肝要である。ブランコを思い出して欲しい。ブランコの固有振動を景気の集団運動になぞらえてみる。ブランコを上手に漕ぐためには、コツが必要である。ところが、いったんコツをつかめば、いとも簡単にブランコを操ることができる。この結論は、合理的期待仮説を基に「過去のデータで観測された関係性に基づいて政策決定を行うことは無意味」と主張したルーカス（1976）による批判に対して、実証データに基づく反論となる。

最後に繰り返しとなるが、筆者の研究の根底にあるものは、ミクロの視点とマクロの視点とは本質的に異なり、両方の視点が重要との考えである。村上春樹氏による旅行記『遠い太鼓』（講談社文庫 1993 年）の「文庫本のためのあとがき」から次の一節を引用して締めくくりとする。

外国に行くとなんか「世界は広いんだ」という思いをあらたにします。でもそれと同時に「文京区だって（焼津市だって、旭川市だって）広いんだ」という視点もちゃんとあるわけです。僕はこのどちらも視点としては正しいと思います。そしてこのようなミクロとマクロの視点が一人の人間の中に同時に存在してこそ、より正確でより豊かな世界観を抱くことが可能になるはずだと思うのです。僕が三年かけてこの本を書いたことによってなんとなく体得したものがあるとすれば、それはそのような複合的な目であるような気がします。

参考文献

- 飯星博邦 (2009) 「主成分分析によるマクロ経済パネルデータの共通ファクターの抽出とその利用」 *ESRI Discussion Paper Series*, No.219, pp.47.
- 池本靖子・浦沢聡士・北島美雪他 (2018) 「主成分分析による近似ダイナミックファクターモデル推定に基づく個別経済指標ごとの景気循環特性の検証」 *New ESRI Working Paper*, No.46, pp.20.
- 岩井克人 (1985) 『ヴェニス商人の資本論』, 筑摩書房, pp.288.
- 岩城秀裕 (2003) 『<街かど景気>の経済学：新観測システム「景気ウォッチャー調査」』, PHP 研究所, pp.222.
- 渡辺努 (2022) 『物価とは何か』, 講談社, pp.408.
- Aoki M. and H. Yoshikawa (2007) *Reconstructing Macroeconomics: A Perspective from Statistical Physics and Combinatorial Stochastic Processes*, Cambridge University Press, pp.351.
- Aoyama, H., Y. Fujiwara, Y. Ikeda et al. (2017) *Macro-econophysics: New Studies on Economic Networks and Synchronization*. Cambridge University Press.
- Arai, Y., T. Yoshikawa, and H. Iyetomi (2013) “Complex Principal Component Analysis of Dynamic Correlations in Financial Markets,” *Frontiers in Artificial Intelligence and Applications* 255, pp.111–119.
- Barnett, T. (1983) “Interaction of the Monsoon and Pacific Trade Wind System at Interannual Time Scales Part I: the Equatorial Zone”, *Mon. Wea. Rev.*, 111, pp.756-773.
- Burns, Arthur F., and Wesley C. Mitchell (1946) *Measuring Business Cycles*, NBER Studies in Business Cycles, No. 2, New York.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi et al. (2000) “The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation,” *The Review of Economics and Statistics*, 82(4), pp.540–554.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2005) “The Generalized Dynamic Factor Model: One-sided Estimation and Forecasting,” *Journal of the American Statistical Association*, 100(471), pp.830-840.
- Gabor, D. (1946) “Theory of communication,” *J. Inst. Electr. Eng.—Part III, Radio Commun. Eng.*,

93, pp.429–457.

- Granger, C.W.J. and M. Hatanaka (1964) *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton University Press.
- Horel, J. D. (1984) “Complex Principal Component Analysis: Theory and Examples,” *J. Appl. Meteor.*, 23, pp.1660-1673.
- Iyetomi, H., Y. Nakayama, H. Aoyama et al (2011) “Fluctuation-Dissipation Theory of Input-Output Interindustrial Relations,” *Physical Review E*, 83(1), 016103.
- Iyetomi, H., H. Aoyama, H., Y. Fujiwara et al. (2020) “Relationship between Macroeconomic Indicators and Economic Cycles in U.S.,” *Scientific Reports*, 8420.
- Iyetomi, H. (2020) “Collective Phenomena in Economic Systems,” In: H. Aoyama, Y. Aruka, and H. Yoshikawa (eds.), *Complexity, Heterogeneity, and the Methods of Statistical Physics in Economics: Essays in Memory of Masanao Aoki*, Springer, pp.177-201.
- Kichikawa, Y., H. Iyetomi, H., Aoyama et al. (2020) “Interindustry Linkages of Prices--Analysis of Japan's deflation,” *PloS one*,15(2), e0228026.
- Koopmans, Tjalling C. (1947) “Measurement without Theory,” *The Review of Economics and Statistics*, 29(3), pp.161-172.
- Kydland, F.E. and Prescott, E.C. (1982) “Time to Build and Aggregate Fluctuations,” *Econometrica*, 50(6), pp.1345–1370.
- Lucas, Robert E. Jr. (1976) “Econometric policy evaluation: A critique,” In: *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, Vol. 1, North-Holland, pp.19-46.
- Lucas, Robert E. Jr. (1977) “Understanding Business Cycles,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, pp.7–29.
- Mitchell, W.C. and Arthur F. Burns (1938) “Statistical Indicators of Cyclical Revivals,” *Statistical Indicators of Cyclical Revivals*, NBER, pp.1-12.
- Rasmusson, E. M., P.A. Arkin, W.-Y. Chen et al. (1981) “Biennial Variations in Surface Temperature over the United States as Revealed by Singular Decomposition,” *Mon. Wea. Rev.*, 109, pp.587-598.
- Stock, J.H. and M.W. Watson (1989) “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators,” *NBER macroeconomics annual* 4, pp.351–394.
- Stock J.H. and M.W. Watson (2002) “Factor Models, Factor-Augmented Vector Autoregressions, and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics,” In: G. Elliott and A. Timmermann (Eds.) *Handbook of Macroeconomics*, North Holland, Vol.2, Ch.8.
- Vodenska, I., H. Aoyama, Y. Fujiwara et al. (2016) “Interdependencies and causalities in coupled financial networks,” *PloS one* 11(3), e0150994.
- Yoshikawa Hiroshi (2022) *Reconstruction of Macroeconomics: Methods of Statistical Physics, and Keynes' Principle of Effective Demand*, Springer, pp.253.